

引用格式:高磊,杨晓丽.绿色研发补贴与绿色技术创新:迎合视角的异质效应检验[J].技术经济,2024,43(3):23-35.

GAO Lei, YANG Xiaoli. Green R&D subsidies and green technology innovation: An examination of heterogeneous effects from a catered perspective[J]. Journal of Technology Economics, 2024, 43(3): 23-35.

绿色研发补贴与绿色技术创新

——迎合视角的异质效应检验

高磊,杨晓丽

(内蒙古财经大学会计学院,呼和浩特 010070)

摘要:绿色研发补贴是指中央或地方政府鼓励企业从事节约资源和保护环境等绿色技术创新活动的财政补贴。本文以企业的迎合行为为视角,基于中国上市公司2011—2020年的面板数据,采用双向固定效应模型实证检验了绿色研发补贴对绿色技术创新数量和质量的激励效应。研究发现:①绿色研发补贴能促进企业绿色技术创新;②绿色研发补贴对绿色技术创新激励存在异质效应,表现为对绿色技术创新数量的促进作用优于质量;③企业对绿色研发补贴存在迎合行为,这导致绿色研发补贴产生“强数量、弱质量”的激励异质效应;④绿色研发补贴的激励异质效应受到行业污染程度和环境规制强度的差异影响,表现为相较于重污染行业,绿色研发补贴对非重污染行业的激励效果更优,但迎合行为的存在也会导致“强数量、弱质量”的激励效应;环境规制强的地区绿色研发补贴能促进企业绿色技术创新“增量提质”,表明强规制能制约企业策略性创新的迎合行为。本文研究不仅深化了绿色研发补贴的量化研究,而且识别并检验了迎合行为的扭曲效应,为完善绿色研发补贴标准的制定和发放以及推动企业高质量绿色技术创新提供了微观经验支撑和对策建议。

关键词:绿色研发补贴;绿色技术创新;迎合行为;异质效应

中图分类号: C939 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2024)03-0023-13

DOI: 10.12404/j.issn.1002-980X.J23092501

一、引言

绿色技术创新作为“创新发展”与“绿色发展”理念的融合,逐渐成为企业和社会平衡经济增长和环境可持续发展的重要选择。企业是市场经济的主体,也是绿色技术创新的重要力量。企业在追求利润时,应考虑到利润获得过程对资源环境的影响,寻求企业发展与资源环境“和谐共生”,实现绿色发展。绿色发展并不意味着生态环境是企业追求经济利润的约束,而是以创新实现经济的高质量发展^[1-2]。特别在“双碳”战略的驱动下,绿色技术创新重要性凸显,如何推进企业绿色技术创新,是亟须解决的重大理论与实践问题。

绿色技术创新兼具“双重外部性”,正外部性表现在创新活动会带来知识与技术的溢出,增加社会收益;负外部性则表现在绿色技术研发投入导致短期内私人成本大于社会成本,降低企业收益^[3],这使企业缺乏绿色技术创新的动力。面对绿色技术创新的激励难题,政府往往采取环境规制和支持政策进行引导和支持^[4]。从政府支持政策看,政府补贴种类繁多,既包括激励企业技术创新的研发补贴,也包括促进企业环保投资的绿色补贴,现有研究分别从研发补贴和绿色补贴两个角度探讨其与企业绿色技术创新的关系。然而研发补贴和绿色补贴的内涵和外延不同,研发补贴并未针对绿色技术创新,还涵盖一般技术创新,形成变量“噪音”。绿色补贴又称环境补贴,不仅支持绿色技术创新,还包括引进和购买绿色技术^[5]、增加末端治理或建设污染后治理设施的环保补贴。已有研究并未对研发补贴、绿色补贴进行严格区分,这可能导致研究结论多样性。绿色研发补贴兼具研发补贴与绿色补贴的特点,体现创新与绿色的融合,更具针对性。因此,为

收稿日期:2023-09-25

基金项目:国家社会科学基金一般项目“政府补贴、风险承担与企业创新绩效研究”(18BJL042);内蒙古自治区科技厅国际科技合作项目“绿色技术创新和产业结构升级视角下绿色金融驱动内蒙古经济绿色低碳发展研究”(2022yjwz0002)。

作者简介:高磊,博士,内蒙古财经大学会计学院副教授,硕士研究生导师,研究方向:企业绿色创新与公司治理;杨晓丽,硕士,内蒙古财经大学会计学院,研究方向:政府补贴与绿色创新。

降低由于变量界定产生的“噪音”干扰,本文在已有研究基础上探究绿色研发补贴与绿色技术创新关系,借此为政策实践提供参考。此外,高质量绿色技术创新难度和复杂程度要高于一般创新,企业短期内实现绿色技术创新的转换成本较高,但为了获得补贴,可能会采取策略性创新迎合行为,而政府补贴的标准中又鲜有涉及创新质量的判断^[6],这给企业提供机会。低质产出是创新迎合行为的一种表现形式^[7],张杰和郑文平^[8]、杨国超和芮萌^[9]等研究发现企业为获得政策优惠而有意迎合政策要求,开展低质量的创新活动。刘春林和田玲^[10]认为骗补和策略式创新会导致创新政策失去本意。高质量创新驱动经济高质量发展,绿色研发补贴是促进企业绿色技术创新数量还是质量?对于绿色研发补贴这类待分配的公共资源,是否会诱发企业迎合行为,从而对绿色技术创新的数量和质量造成影响?已有研究尚未进行系统回答。

综合上述思考,本文以2011—2020年上市公司的数据为样本,在筛选出绿色研发补贴的基础上,系统考察绿色研发补贴对绿色技术创新的影响。本文的边际贡献可能在于:①考虑到已有文献仅从研发补贴或绿色补贴研究的不足,本文进一步筛选出绿色研发补贴,针对性地分析绿色研发补贴对绿色技术创新的激励效应,深化研发补贴与绿色补贴研究;②鉴于绿色技术创新产出质量的差异性,本文探究绿色研发补贴对绿色技术创新影响的异质效应,补充了绿色研发补贴对绿色技术创新质量的研究;③在绿色研发补贴对绿色技术创新产出异质效应的基础上,发现企业迎合行为是造成绿色研发补贴对绿色技术创新产出异质影响的重要因素,为优化创新政策提供依据;④在不同行业污染程度与不同环境规制强度下,深化企业迎合行为对绿色研发补贴影响绿色技术创新产出的异质效应检验,为绿色研发补贴与其他创新政策工具组合应用提供参考。总体看,本文研究不仅为当前绿色技术创新“强数量、弱质量”的现状提供了系统的理论解释,而且为绿色研发补贴的精准发放、以及促进绿色技术创新“增量提质”政策制定与优化提供了新的依据。

二、文献综述

绿色技术是由 Brawn 等^[11]在1994年提出,是指减少环境污染、降低能源和原材料消耗的技术、工艺或产品的总称。与传统的技术创新相比,绿色技术创新是“创新驱动”和“绿色发展”理念的融合,强调无污染、低耗能、可循环和清洁化^[12],在以下三个方面具有独特性^[13]。创新收益方面,绿色技术创新能增强企业核心竞争力并提升长期财务绩效;同时改善资源利用率,优化环境效益;还能获得环保合法性,提升企业形象,形成经济、生态和社会三重效益。创新投入方面,绿色技术创新需要持续性、多层次、高质量的资金投入,对企业的资源储备要求更高。创新风险方面,企业需承担高难度和收益不确定,同时面临严格的环境规制,需要进行技术、工艺和设备的改造升级,这给企业短期现金流带来巨大的压力。鉴于此,政府对企业绿色技术创新进行补贴。

现有政府补贴与绿色技术创新的研究,可以概括为两类。一类是研发补贴对绿色技术创新的影响,主要形成了以资源效应^[4]和信号传递效应^[13]为代表的促进作用、以挤出效应^[14]和替代效应^[15]为代表的抑制作用、以门槛效应为代表的最优区间^[16]、调节作用^[17]以及效应不确定^[18]等五种观点。尽管现有学者们各抒己见,但绿色技术创新不同于一般创新,其更强调绿色发展导向,仅用激励一般创新的研发补贴来引导绿色技术创新似乎针对性不足。另一类则是从绿色补贴方向展开,通过赠款、软贷款、税收补贴等形式对企业的绿色实践进行财政扶持^[19],其实施效果也存在不同认识,包括了促进^[20]、抑制^[21]以及非线性关系^[22]三种观点。当前研发补贴、绿色补贴与绿色技术创新的关系研究尚存分歧,这可能由于补贴的界定、研究视角以及变量衡量等差异所致。值得注意的是,研发补贴具有创新导向但忽略了绿色发展,绿色补贴中不仅包含激励绿色技术创新的补贴,也包含引进和购买绿色技术^[5]、安装污控设备等环保补助,甚至处理“三废”设施等的环保投资,后两类补助投资大但经济效益低,对绿色技术创新没有直接的激励作用。与研发补贴和绿色补贴不同,绿色研发补贴是激励企业进行绿色技术、工艺和产品创新,实现在源头削减污染产生,提高资源利用率的有效措施,其政策目标导向更为明确,支持企业开展绿色技术创新^[23]。

随着中国分权化改革使地方政府有较强的经济自主权和财政支出配置权,导致创新支持政策面临着企业骗补式创新和策略式创新等现实挑战^[10]。正如黎文靖和郑曼妮^[7]指出选择性产业政策只激励企业策略性创新,企业为“寻扶持”而增加创新“数量”,创新“质量”并没有显著提高。张杰和郑文平^[8]也认为企业存

在通过申请低质量的专利来主动迎合政府资助政策的策略性创新行为,导致中国企业专利质量整体下降。综上所述,绿色研发补贴对企业绿色技术创新存在何种影响,以及产生此影响的诱因还需深入研究和探讨。

三、理论分析与研究假设

(一) 绿色研发补贴与绿色技术创新

市场失灵理论和溢出效应认为,市场机制不能实现创新资源的有效配置,且绿色技术创新企业独自承担高投入、高难度以及研发周期长等风险后,又面临知识和技术外溢,创新成果被模仿等损失,降低了企业的获利空间和绿色创新的积极性。

绿色研发补贴政策能为企业带来直接的资源效应和间接的信号传递效应。直接效应在于补贴投入能改善企业财务状况,降低研发成本,并且通过分担研发风险,增强企业投资的信心和积极性。间接效应在于绿色研发补贴具有信号传递作用和认证作用:一方面,获得绿色研发补贴的企业能向外界释放出创新潜力大且政府支持的优势信号,有利于企业扩大融资渠道,吸引银行、风险投资机构和社会投资者的资金注入,缓解了绿色技术创新的融资约束;另一方面,绿色研发补贴的发放需要经历严格的筛选过程,经过政府或第三方机构的考核认证,降低了社会资本的评估成本,也为绿色技术创新吸引了更多外部投资,形成多元化创新投入支持企业创新。另外,绿色发展是未来发展的方向,获得绿色研发补贴的企业意味着其在绿色创新方面具有较好的潜力,社会声誉机制能促进企业获得竞争优势,提高企业获利可能性,提高销售收入,为创新提供内生性的现金流支持。综上,绿色研发补贴能通过双重效应促进企业绿色技术创新。

基于此,本文提出假设 1:

绿色研发补贴能促进企业绿色技术创新(H1)。

(二) 绿色研发补贴与绿色技术创新数量和质量

企业创新成果的质量参差不齐,同样绿色技术创新产出也存在差异。吴伟伟和张天一^[5]指出发明专利是对产品、方法和技术改进提出的新方案,与实用新型专利相比具有更高的技术含量和创新价值,所以不同种类的绿色技术创新在开发难度、产出数量以及专利质量等方面的异质性导致绿色研发补贴的激励绩效迥异。高质量的绿色技术创新需要可持续的资金投入、复杂的知识支撑且研发周期长,这与具有偶然性且追求短期成效的绿色研发补贴存在分歧,导致绿色研发补贴对绿色技术创新质量的激励作用微弱。而低质量的绿色技术创新难度低且产出多,能在短期内表现出绿色技术创新的信号,从而获得环保合法性,并且有助于通过以“数量指标”为导向的补贴验收机制^[6],以获得持续补贴。这会激励更多企业片面从事“重数量”的绿色技术创新活动,降低了绿色技术创新的质量。

基于此,本文提出假设 2:

绿色研发补贴对绿色技术创新数量的促进作用优于质量(H2)。

(三) 迎合行为、绿色研发补贴与绿色技术创新

绿色研发补贴属于自由裁量型激励政策,具有灵活性、非常规性和不透明性等特征,其发放不仅考察企业的财务状况,还考察申请主体在科技部门已经登记或立项的科研项目情况^[24],所以绿色研发补贴的发放更关注企业的绿色创新能力。当政府倾向于根据已显示出的绿色创新信号或创新产出筛选补贴对象时,企业会采取“寻扶持”的策略性创新行为。同时地方政府在“晋升锦标赛”的激励下,也会青睐于“周期短、产出多”的“效率型”创新,这种“双向行为”诱发了企业策略性的迎合行为。

根据政府失灵理论和信息不对称理论,政府难以完全掌握企业的创新实力,当企业采取迎合行为释放虚假的绿色技术创新信号来捕获政府资源时,不仅会替代自身和同行企业高质量的绿色创新实践,导致资源和精力的浪费,而且导致补贴分配到“数量多、质量低”的创新活动中,降低了绿色研发补贴的配置效率和

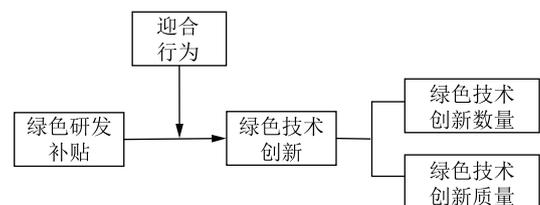


图 1 绿色研发补贴对绿色技术创新影响的逻辑分析框架

激励效果。

基于此,本文提出假设3:

迎合行为导致绿色研发补贴产生“强数量、弱质量”的激励效果(H3)。

四、研究设计

(一) 样本选择和数据来源

本文选取2011—2020年上市公司数据为研究样本,运用双向固定效应模型进行实证分析。为保证数据的稳定性和可靠性,对原始数据进行如下处理:①剔除样本区间内处于特殊处理状态(special treatment, ST)、退市风险警示(*ST)、暂停上市和终止上市的企业;②剔除金融类企业;③剔除绿色专利申请总量严重缺失的上市公司;④为避免异常值对研究结果稳健性造成影响,对连续变量进行1%和99%的缩尾处理。最终得到3474家上市公司共25690个观测值。数据源自中国经济金融研究数据库(China Stock Market & Accounting Research Database, CSMAR)、《中国环境统计年鉴》和中国研究数据服务平台(Chinese Research Data Services Platform, CNRDS),行业划分依据证监会《上市公司分类指引》(2012)。

(二) 变量选择

1. 绿色技术创新

本文选用专利申请量衡量绿色技术创新,有两个优点:①绿色专利申请量相比于其他衡量方式能更稳定、可靠且及时地衡量企业绿色创新活动的产出;②专利的国际专利分类(international patent classification, IPC)信息能比较准确地刻画创新活动的技术领域特征,有助于更好衡量绿色技术创新数量和绿色技术创新质量。

2. 绿色技术创新数量和绿色技术创新质量

绿色专利包括绿色发明专利和绿色实用新型专利,现有研究大多采用发明专利申请量衡量创新质量^[25],但本文统计2011—2020年绿色专利的申请量和授权量发现,绿色发明专利的申请授权比约为40%,而绿色实用新型专利的申请授权比大于90%,这表明尽管绿色发明专利申请量逐年增加,但是由于质量过低而并未被授权,所以仅用发明专利申请量不能完全衡量绿色技术创新质量。故借鉴Aghion等^[26]、张杰和郑文平^[8]等方法,基于专利内所包含知识的复杂性和广泛性,构建知识宽度指标衡量绿色技术创新质量。根据绿色发明专利申请时的IPC分类号,当大组层面的分类号差异越大,则知识宽度越广,专利质量越高。再采用中位数的方法将专利知识宽度信息加总到企业层面,进而衡量绿色技术创新质量。用绿色实用新型专利的申请量衡量绿色技术创新数量。

3. 绿色研发补贴

本文筛选绿色研发补贴具体操作如下:首先借鉴Chen等^[27]、郭玥^[25]和王刚刚等^[28]的关键词检索方法,参考有关研发补贴的政策文件^①,总结出七种类别共328个研发相关的关键词,结合手工整理从政府补贴中筛选出研发补贴。进一步根据《国际专利分类绿色清单》^②整理出211个绿色补贴关键词,结合绿色创新相关的政策文件^③进行补充,再经过347个关键词检索,最终从研发补贴中筛选出绿色研发补贴。为消除规模效应的影响,用公司获得绿色研发补贴总额与期末总资产的比值作为其代理变量。

4. 迎合行为

高质量绿色创新所蕴含的知识体系以及专利申请审核都比实用新型专利更为严格,企业作为理性主体,出于对自身利益最大化考虑,根据政府发放绿色研发补贴的目的和标准,采取迎合行为释放虚假的绿色创新信号来捕获政府资源,存在以最小的代价获取最大的政府激励政策红利的可能。黎文靖和郑曼妮^[7]研究指出,企业存在以追求“数量”和“速度”来迎合监管和获取补贴的策略性创新行为,若企业申请过多低质

① 科技部发布的《中央引导地方科技发展资金管理办法》《国家中长期科学和技术发展规划纲要(2006—2020)》《国家重点支持的高新技术领域》《战略性新兴产业分类》以及《中国科技统计年鉴2020》等。

② 根据世界知识产权组织(WIPO)制定。

③ 《构建市场导向的绿色技术创新体系》《绿色产业指导目录2019》《国家重点节能技术推广目录》《绿色制造科技发展“十二五”专项规划》等。

量的绿色实用新型专利,可能就是在迎合绿色研发补贴的发放。借鉴孙自愿等^[29]对迎合行为的衡量方法,以绿色实用新型专利申请量与绿色专利申请总量的比值代表其迎合程度,比值在平均数及以上界定为迎合,赋值为 1,否则为 0。

5. 控制变量

借鉴已有研究,选取公司规模、年龄、企业价值、经营现金流、资产负债率、成长性、薪酬激励、股权集中度、董事会独立性和产权性质作为控制变量。变量测度方法如表 1 所示。

表 1 主要变量测度方法

变量类型	符号	名称	变量定义
被解释变量	<i>Patent</i>	绿色技术创新	ln(绿色专利申请总量+1)
	<i>Number</i>	绿色技术创新数量	ln(绿色实用新型专利申请量+1)
	<i>Quality</i>	绿色技术创新质量	基于绿色发明专利 IPC 分类号构建知识宽度指标
解释变量	<i>Subsidy</i>	绿色研发补贴	绿色研发补贴总额/总资产×100
调节变量	<i>Catering</i>	迎合行为	存在迎合行为取值为 1,否则为 0
控制变量	<i>size</i>	公司规模	ln(年末总资产)
	<i>age</i>	公司年龄	ln(公司成立年数)
	TobinQ	企业价值	ln(当期企业市值/总资产)
	<i>cash</i>	经营现金流	经营活动产生的现金流量净额/总资产
	<i>lev</i>	资产负债率	期末总负债/总资产
	<i>growth</i>	成长性	前后两期营业收入增长率
	<i>salary</i>	薪酬激励	ln(前三名高管薪酬总额)
	<i>share1</i>	股权集中度	第一大股东持股比例
	<i>indep</i>	董事会独立性	ln(独立董事人数/董事会总人数)
	<i>property</i>	产权性质	国有企业取值为 1,否则为 0
	<i>Year</i>	时间	虚拟变量
	<i>Industry</i>	行业	虚拟变量

(三) 模型构建

模型(1)~模型(3)分别用来检验假设 1~假设 3。

$$Patent_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Subsidy_{i,t-1} + \sum \alpha_k Cocontrols_{i,t-1} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (1)$$

$$Number_{i,t} (Quality_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 Subsidy_{i,t-1} + \sum \alpha_k Controls_{i,t-1} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (2)$$

$$Patent_{i,t} (Number_{i,t}, Quality_{i,t}) = \alpha_0 + \alpha_1 Catering_{i,t-1} + \alpha_2 Catering_{i,t-1} \times Subsidy_{i,t-1} + \alpha_3 (1 - Catering_{i,t-1}) \times Subsidy_{i,t-1} + \sum \alpha_k Controls_{i,t-1} + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (3)$$

模型(1)中 *Patent* 表示被解释变量绿色技术创新;*Subsidy_{i,t-1}* 为第 *i* 家企业在第 *t-1* 年获得的绿色研发补贴,考虑到资金投入到创新产出存在滞后效应,而且补贴与专利申请之间也可能存在互为因果的内生性问题,所以本文将绿色研发补贴和控制变量都滞后一期处理。此外,*Year* 为时间效应;*Industry* 为行业效应;*Controls* 为控制变量; α 为各变量的估计系数; ε 为误差项。模型(2)中被解释变量 *Number* 和 *Quality* 分别为绿色技术创新数量和质量。模型(3)中 *Catering* 为迎合行为的虚拟变量,文章也将迎合行为滞后一期,既表示其对上一期绿色研发补贴的迎合,又能缓解内生性问题,从而有效识别迎合行为对绿色研发补贴效应的影响。此外,文章对调节变量 *Catering* 与所有控制变量进行了多重共线性检验,*VIF* 均值为 1.34,最大值为 2.43,根据经验规则没有超过 10,不影响回归结果。文章所有回归分析均采用 Robust 调整标准误差。

(四) 描述性统计

表 2 为变量的描述性统计结果。绿色专利申请总量的均值为 0.931,标准差、最小值和最大值分别为 1.204、0 和 4.804,说明样本企业绿色技术创新水平差距较大。绿色技术创新数量和质量均值的均值分别为 0.611 和 0.175,初步表明绿色技术创新数量远高于质量。绿色研发补贴均值 0.042,标准差是均值的三倍,且最大值为 0.849,最小值和中位数均为零,表明样本的绿色研发补贴离散程度较大,绿色研发补贴聚集在少部分企业,企业间的差距较大。企业迎合行为的均值为 0.355,表明 35.5% 的样本企业存在创新迎合倾向。稳健性检验代理变量也表明绿色技术创新数量远高于质量。其他数据特征与现有文献基本一致。

表 2 变量描述性统计

变量	样本数	平均数	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>Patent</i>	25690	0.931	1.204	0.000	0.000	4.804
<i>Number</i>	25690	0.611	0.954	0.000	0.000	3.951
<i>Quality</i>	25690	0.175	0.264	0.000	0.000	0.800
<i>Subsidy</i>	25690	0.042	0.123	0.000	0.000	0.849
<i>Catering</i>	25690	0.355	0.478	0.000	0.000	1.000
<i>Patent1</i>	25690	0.767	1.067	0.000	0.000	4.369
<i>Number1</i>	25690	0.634	0.971	0.000	0.000	3.989
<i>Quality1</i>	25690	0.314	0.672	0.000	0.000	3.367

五、实证结果与分析

(一) 回归结果分析

1. 绿色研发补贴与绿色技术创新的回归分析

表 3 的列(1)显示了 2011—2020 年绿色研发补贴对绿色技术创新的双向固定效应模型的估计结果。从表中可以看出,绿色研发补贴的回归系数为 0.193,且在 1%的水平上显著,表明绿色研发补贴每提高 1%,企业绿色技术创新总量平均提高约 0.193%,说明绿色研发补贴能促进企业绿色技术创新。验证了假设 H1。

2. 绿色研发补贴对绿色技术创新数量及质量的回归分析

表 3 的列(2)和列(3)分别显示绿色研发补贴在 5%和 10%的显著性水平上促进了绿色技术创新数量和质量,且回归系数分别为 0.125 和 0.028。相比较来看,绿色技术创新质量无论是在经济意义上还是在显著性水平上均较低,说明绿色研发补贴对绿色技术创新数量的促进作用优于质量。验证了假设 H2。

3. 迎合行为的分组回归分析

在未控制行业固定效应时,表 4 中列(1)和列(4)表明迎合组和非迎合组获得绿色研发补贴都能促进绿色技术创新,支持假设 H1。列(2)和列(3)显示,迎合企业获得绿色研发补贴后,绿色研发补贴在 5%的显著性水平上促进了绿色技术创新数量增加,而未显著促进绿色技术创新质量提升。列(5)和列(6)显示,对于非迎合企业获得绿色研发补贴后,补贴对绿色技术创新数量和质量促进作用均在 10%的水平上显著。这表明迎合行为的存在使得绿色研发补贴促进了绿色技术创新数量增加,而抑制了质量提升,导致绿色研发补贴产生“强数量、弱质量”的激励效果。此外,借鉴连玉君和廖俊平^[30]的方法

对分组回归后的组间系数差异进行检验。按迎合行为分组后,迎合组和非迎合组都表现出显著的绿色技术创新,列(1)和列(4)的组间系数差异检验得到交乘项系数为 0.124,对应的 $P=0.232$,表明迎合企业与非迎合企业的绿色技术创新总量不存在显著差异。同样,两组都表现出显著的绿色技术创新数量增加,列(2)和列(5)的组间差异检验系数为 0.180,对应的 $P=0.050$,表明迎合企业和非迎合企业的绿色技术创新数量在 5%的显著性

表 3 绿色研发补贴与绿色技术创新的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Patent</i>	<i>Number</i>	<i>Quality</i>
<i>Subsidy</i>	0.193 *** (3.277)	0.125 ** (2.467)	0.028 * (1.802)
<i>size</i>	0.294 *** (15.006)	0.183 *** (11.493)	0.057 *** (11.789)
<i>age</i>	0.092 (0.958)	0.072 (0.973)	0.054 ** (2.296)
TobinQ	0.101 *** (5.402)	0.070 *** (4.556)	0.021 *** (4.050)
<i>cash</i>	-0.119 (-1.526)	-0.131 ** (-2.099)	-0.013 (-0.556)
<i>lev</i>	-0.090 (-1.424)	-0.050 (-0.967)	-0.021 (-1.305)
<i>growth</i>	0.023 ** (1.969)	0.020 ** (2.131)	0.002 (0.549)
<i>salary</i>	0.006 (0.360)	0.000 (0.023)	0.002 (0.442)
<i>share1</i>	-0.088 * (-1.890)	0.010 (0.268)	-0.040 *** (-2.971)
<i>indep</i>	0.108 (1.523)	0.054 (0.930)	0.018 (0.951)
<i>property</i>	0.091 * (1.927)	0.026 (0.713)	0.022 * (1.768)
常数项	-6.287 *** (-9.961)	-3.756 *** (-7.133)	-1.293 *** (-8.456)
个体/时间效应	Y	Y	Y
行业效应	Y	Y	Y
R^2	0.194	0.157	0.092
<i>N</i>	25690	25690	25690

注:括号内为聚类稳健标准误 t 值;***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

水平上存在差异,即迎合企业的绿色技术创新数量显著高于非迎合企业。列(3)和列(6)是分组后绿色研发补贴对绿色技术创新质量的回归结果,两组间的交乘项系数为-0.029,对应的 $P=0.349$,表明迎合企业的绿色技术创新质量低于非迎合企业。

进一步控制行业固定效应的回归结果如表5所示,迎合企业的绿色技术创新仍主要表现为创新数量的增加,而没有提升质量。进行组间系数差异检验得到的交乘项系数仅在分组后的绿色技术创新数量间存在显著差异,与上文结论一致。综上所述,企业迎合行为使绿色研发补贴产生“强数量、弱质量”的激励效果,验证了假设H3。

表4 未控制行业效应的迎合行为分组回归

变量	迎合企业			非迎合企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Patent</i>	<i>Number</i>	<i>Quality</i>	<i>Patent</i>	<i>Number</i>	<i>Quality</i>
<i>Subsidy</i>	0.278** (2.565)	0.251** (2.434)	0.019 (0.607)	0.171*** (2.785)	0.086* (1.949)	0.037* (1.942)
常数项	-7.477*** (-6.037)	-6.228*** (-5.867)	-0.921*** (-3.031)	-4.789*** (-7.864)	-1.763*** (-4.680)	-1.245*** (-8.094)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
个体/时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
R^2	0.222	0.236	0.096	0.120	0.073	0.060
N	9113	9113	9113	16577	16577	16577
<i>Subsidy</i> × <i>Catering</i>	①0.124②0.180**③-0.029					

注:“交乘项 *Subsidy*×*Catering*”检验迎合行为分组后,组间 *Subsidy* 系数差异的显著性,通过邹检验得到;括号内为聚类稳健标准误 t 值;***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

表5 控制行业效应的迎合行为分组回归

变量	迎合企业			非迎合企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Patent</i>	<i>Number</i>	<i>Quality</i>	<i>Patent</i>	<i>Number</i>	<i>Quality</i>
<i>Subsidy</i>	0.274** (2.524)	0.239** (2.288)	0.018 (0.567)	0.146** (2.439)	0.067 (1.621)	0.031 (1.635)
常数项	-7.507*** (-6.176)	-5.997*** (-5.528)	-0.981*** (-3.143)	-4.637*** (-7.014)	-1.794*** (-4.003)	-1.142*** (-5.339)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
个体/时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
R^2	0.236	0.249	0.105	0.133	0.090	0.066
N	9113	9113	9113	16577	16577	16577
<i>Subsidy</i> × <i>Catering</i>	①0.150②0.198**③-0.025					

注:括号内为聚类稳健标准误 t 值;***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

(二) 内生性处理和稳健性检验

1. Heckman 两阶段估计

本文的基准回归结果可能会受到自选择偏差和反向因果引起的内生性干扰。一方面,创新能力强的企业倾向于主动申请绿色研发补贴;另一方面,政府甄别和筛选补贴对象时也会优先考虑有创新优势的企业。故使用 Heckman 两步法缓解内生性问题。参考郭玥^[25]的方法,选用滞后两期获得的绿色研发补贴作为工具变量。如表6所示,列(1)为第一阶段的估计结果, $L.subsidy$ 的估计系数显著为正,表明两期前的绿色研发补贴会影响上一期获得绿色研发补贴的概率。列(2)~列(4)分别显示了第二阶段绿色研发补贴对绿色技术创新总量、绿色技术创新数量和绿色技术创新质量的估计结果。结果显示,第一阶段估计的逆米尔斯比率估计系数都显著为负,表明原回归分析中的确存在内生性问题,而 *Subsidy* 的估计系数均在1%的水平上显著为正,表明考虑了内生性问题之后,绿色研发补贴对绿色技术创新仍有显著的促进作用,但从回归系数上看,绿色研发补贴对绿色技术创新数量的促进作用优于质量。验证上文结论成立。

表 6 内生性处理:Heckman 两阶段

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Subsidy</i>	<i>Patent</i>	<i>Number</i>	<i>Quality</i>
<i>Subsidy</i>		0.355*** (5.140)	0.214*** (3.727)	0.054*** (3.035)
<i>iMr</i>		-0.255*** (-4.543)	-0.112** (-2.400)	-0.057*** (-3.974)
<i>L. subsidy</i>	3.107*** (31.488)			
常数项	-1.612*** (-4.177)	-9.456*** (-20.788)	-6.358*** (-16.834)	-1.371*** (-11.805)
控制变量	Y	Y	Y	Y
个体/时间效应	Y	Y	Y	Y
行业/地区效应	Y	Y	Y	Y
<i>N</i>	22206	22206	22206	22206

注:括号内为聚类稳健标准误 *t* 值;***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

2. 替换被解释变量

本文采用绿色专利授权量进行稳健性检验。回归结果如表 7,列(1)显示绿色研发补贴能促进企业绿色技术创新,验证了假设 H1 结论的稳健性。同时,列(2)和列(3)显示绿色研发补贴只对绿色技术创新数量有显著的促进作用,而对绿色技术创新质量的作用不显著,验证了假设 H2 结论的稳健性。

表 8 为替换被解释变量后,迎合行为对绿色研发补贴激励效应的影响。如表 8 列(1)~列(3)所示,在迎合企业中绿色研发补贴只促进了绿色技术创新数量增加,而对质量的影响不显著。列(4)~列(6)则显示非迎合企业获得绿色研发补贴对绿色技术创新没有激励作用,这可能由于实质性审查阶段较严格,对企业微弱的创新成果产生了遮掩效应。这也表明迎合行为的存在是导致绿色研发补贴产生“强数量、弱质量”激励效果的重要原因。验证了假设 H3 结论的稳健性。

表 7 替换变量回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Patent1</i>	<i>Number1</i>	<i>Quality1</i>
<i>Subsidy</i>	0.113** (2.084)	0.114** (2.178)	-0.019(-0.471)
常数项	-5.626*** (-9.476)	-4.775*** (-8.330)	-2.864*** (-7.929)
控制变量	Y	Y	Y
个体/时间效应	Y	Y	Y
行业效应	Y	Y	Y
<i>R</i> ²	0.206	0.182	0.081
<i>N</i>	25690	25690	25690

注:括号内为聚类稳健标准误 *t* 值;***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

表 8 替换变量的迎合行为分组回归

变量	迎合企业			非迎合企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Patent1</i>	<i>Number1</i>	<i>Quality1</i>	<i>Patent1</i>	<i>Number1</i>	<i>Quality1</i>
<i>Subsidy</i>	0.186** (2.198)	0.211** (2.469)	-0.018(-0.190)	0.029(0.591)	0.032(0.779)	-0.013(-0.378)
常数项	-6.255*** (-6.124)	-5.386*** (-5.310)	-4.856*** (-5.668)	-2.715*** (-5.894)	-1.663*** (-4.512)	-1.703*** (-5.263)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
个体/时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>R</i> ²	0.259	0.244	0.121	0.079	0.061	0.047
<i>N</i>	9113	9113	9113	16577	16577	16577

注:括号内为聚类稳健标准误 *t* 值;***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

六、异质效应的进一步研究

(一) 行业污染程度的异质性分析

彭建军和段春梅^[31]研究指出,低碳政策工具协同对绿色技术创新的影响因环境污染程度差异、环境规

制差异而存在异质性。在新发展理念导向下,因重污染行业高污染、高耗能和高排放的特点,推动其通过绿色技术创新实现转型升级迫在眉睫。然而重污染行业普遍固定资产投资大,面临高排放成本和融资约束的双重制约,实现全面绿色转型的动力和能力欠缺,更倾向于采取低质量绿色创新以彰显其绿色转型和降低污染排放的决心,从而达到转移监督者的注意力或获得政府扶持的目的。而非重污染行业所受的融资约束较小,有较多可自由支配资金用于高难度、长期性的绿色技术创新活动获取竞争优势。因此,可以预期绿色研发补贴对非重污染行业的激励效果更优。

为检验上述分析,借鉴潘爱玲等^[32]的方法,将样本企业划分为重污染行业和非重污染行业,回归结果如表9。列(1)~列(3)显示,在重污染行业中,绿色研发补贴在10%的显著性水平上促进绿色技术创新数量增加,而对总体绿色技术创新产出和质量的作用并不显著。列(4)~列(6)显示,在非重污染行业中,绿色研发补贴在1%的显著性水平上促进总体绿色技术创新,且均在10%的显著性水平上促进绿色技术创新数量增加和质量提升。上述表明绿色研发补贴对非重污染行业的激励效果更优。对重污染和非重污染企业进行迎合行为检验,表10显示,重污染行业中迎合企业获得绿色研发补贴后仅表现出绿色技术创新数量增加,而未提升质量;表11显示,在非重污染行业中,迎合企业获取绿色研发补贴也仅显著促进绿色技术创新数量,而列(5)和列(6)显示非迎合企业能在5%的显著性水平上促进绿色技术创新数量增加和质量提升。

综上所述,重污染行业存在迎合行为,主要通过低质量绿色创新规避监管和获取补贴,导致绿色研发补贴的激励效应较差;而非重污染行业获得绿色研发补贴虽能激励企业绿色技术创新质量提升,但也存在策略性的迎合行为导致绿色研发补贴产生“强数量、弱质量”的激励效果。因此,绿色研发补贴对非重污染行业的激励效果更优,但迎合行为的存在也会扭曲绿色研发补贴的激励效应。

表9 行业污染程度的分组回归

变量	重污染行业			非重污染行业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Patent</i>	<i>Number</i>	<i>Quality</i>	<i>Patent</i>	<i>Number</i>	<i>Quality</i>
<i>Subsidy</i>	0.142 (1.346)	0.139* (1.701)	0.018 (0.670)	0.217*** (3.006)	0.124* (1.928)	0.033* (1.678)
常数项	-7.014*** (-5.905)	-5.069*** (-5.170)	-1.345*** (-4.650)	-6.100*** (-8.988)	-3.386*** (-6.578)	-1.293*** (-8.236)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
个体/时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
R^2	0.190	0.166	0.090	0.171	0.134	0.085
<i>N</i>	5977	5977	5977	19713	19713	19713

注:括号内为聚类稳健标准误*t*值;***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

表10 重污染行业的迎合行为分组回归

变量	迎合企业			非迎合企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Patent</i>	<i>Number</i>	<i>Quality</i>	<i>Patent</i>	<i>Number</i>	<i>Quality</i>
<i>Subsidy</i>	0.382** (2.098)	0.389** (2.278)	0.005 (0.091)	0.001 (0.018)	-0.004 (-0.091)	0.012 (0.462)
常数项	-8.868*** (-4.042)	-9.466*** (-5.369)	-0.132 (-0.235)	-5.657*** (-4.683)	-2.844*** (-3.211)	-1.772*** (-5.072)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
个体/时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
R^2	0.238	0.251	0.102	0.133	0.107	0.059
<i>N</i>	2170	2170	2170	3807	3807	3807

注:括号内为聚类稳健标准误*t*值;***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

表 11 非重污染行业的迎合行为分组回归

变量	迎合企业			非迎合企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Patent</i>	<i>Number</i>	<i>Quality</i>	<i>Patent</i>	<i>Number</i>	<i>Quality</i>
<i>Subsidy</i>	0.256* (1.941)	0.213* (1.715)	0.020(0.517)	0.276*** (3.237)	0.142** (2.197)	0.054** (2.165)
常数项	-6.671*** (-4.413)	-4.898*** (-3.710)	-1.129*** (-3.098)	-4.857*** (-6.657)	-1.727*** (-4.039)	-1.189*** (-6.749)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
个体/时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
R^2	0.221	0.236	0.097	0.117	0.067	0.062
<i>N</i>	6943	6943	6943	12770	12770	12770

注:括号内为聚类稳健标准误 t 值;***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

(二) 不同环境规制强度的异质性分析

“波特假说”认为,环境规制强度的提高有助于激励技术创新^[33]。本文参考王飞航和郭笑言^[16]的方法,用各地区工业污染治理完成投资额/规模以上工业企业营业收入来衡量环境规制强度,再将中位数及以上界定为环境规制强的地区,其他为环境规制弱的地区。回归结果见表 12,在环境规制强的地区,列(1)~列(3)显示绿色研发补贴分别在 10%和 5%的水平上显著促进绿色技术创新总量增加和质量提升,而对绿色技术创新数量的作用不显著,表明强规制抑制了企业投机行为和短视决策,“倒逼”企业从事高质量创新活动获得环保合法性和竞争优势,从而有助于绿色技术创新质量提升。在环境规制弱的地区,列(4)~列(6)显示绿色研发补贴在 1%和 5%的显著性水平上激励企业绿色技术创新总量和数量增加,而未促进质量。这是由于规制弱的地区,企业通过低质量创新或末端治理等被动方式可以维持生产经营,缺乏动力进行投入高、风险大的高质量创新活动,因而绿色研发补贴达不到“增量提质”的激励效果。综上所述,环境规制和绿色研发补贴会产生“耦合效应”,搭配使用能激励企业绿色技术创新“增量提质”。

进一步对不同环境规制强度下迎合行为进行分组。在环境规制强的地区,表 13 中迎合企业获得绿色研发补贴能在 10%的显著性水平上促进绿色技术创新质量提升,非迎合企业获得绿色研发补贴显著促进绿色技术创新数量增加和质量提升,且对质量的促进作用更强,这表明强规制下迎合企业以绿色创新数量为导向的策略并未占到优势,强规制能制约“强数量、弱质量”的短视行为,从而提升绿色技术创新质量。在环境规制弱的地区,表 14 显示绿色研发补贴仅激励迎合企业的绿色技术创新数量增加,表明弱规制下企业总体绿色创新动力不足,仅有少部分企业存在通过低质量绿色创新迎合补贴的行为,总体表现出“强数量、弱质量”的激励效果。

结合行业污染程度的研究,进一步探讨重污染行业和非重污染行业在面临不同环境规制强度时是否存在异质性表现。表 15 中,重污染行业在面临强规制时能提升绿色技术创新质量,表明强规制能制约企业“重数量”的短视行为,与上文结论一致。表 16 显示非重污染行业在强规制下,绿色研发补贴未显著促进绿色技术创新;而在弱规制下,绿色研发补贴能促进绿色技术创新且仅表现为数量增加,表明对非重污染行业的环境规制可能存在适度区间,过强或过弱均会降低激励效应。综上,本文认为发放绿色研发补贴时,对重污染行业应继续加强环境规制,利用限制措施与鼓励措施的交叉融合方式最大程度地激励企业绿色技术创新质量提升,而对非重污染行业应考虑适度规制,以保持企业绿色技术创新活力。

表 12 不同环境规制强度的分组回归

变量	环境规制强			环境规制弱		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Patent</i>	<i>Number</i>	<i>Quality</i>	<i>Patent</i>	<i>Number</i>	<i>Quality</i>
<i>Subsidy</i>	0.188* (1.814)	0.092(1.046)	0.061** (2.364)	0.208*** (3.037)	0.138** (2.354)	0.025(1.236)
常数项	-6.603*** (-5.879)	-4.131*** (-4.544)	-1.131*** (-4.098)	-6.670*** (-9.508)	-4.094*** (-7.404)	-1.364*** (-8.313)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
个体/时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
R^2	0.150	0.118	0.076	0.184	0.146	0.089
<i>N</i>	7944	7944	7944	17746	17746	17746

注:括号内为聚类稳健标准误 t 值;***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

表 13 环境规制强的迎合行为分组回归

变量	迎合企业			非迎合企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Patent</i>	<i>Number</i>	<i>Quality</i>	<i>Patent</i>	<i>Number</i>	<i>Quality</i>
<i>Subsidy</i>	0.258(1.279)	0.129(0.648)	0.100*(1.837)	0.232**(2.451)	0.114*(1.852)	0.059**(1.989)
常数项	-12.846***(-5.569)	-9.028***(-4.318)	-1.867***(-2.890)	-3.687***(-3.126)	-1.593***(-2.003)	-0.780***(-2.403)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
个体/时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
R^2	0.186	0.179	0.098	0.112	0.083	0.049
<i>N</i>	2687	2687	2687	5257	5257	5257

注：括号内为聚类稳健标准误 t 值；***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

表 14 环境规制弱的迎合行为分组回归

变量	迎合企业			非迎合企业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Patent</i>	<i>Number</i>	<i>Quality</i>	<i>Patent</i>	<i>Number</i>	<i>Quality</i>
<i>Subsidy</i>	0.236*(1.769)	0.226*(1.750)	0.014(0.358)	0.132(1.590)	0.066(1.096)	0.017(0.650)
常数项	-6.230***(-4.171)	-5.493***(-4.167)	-0.774**(-2.083)	-5.167***(-6.890)	-2.006***(-4.243)	-1.322***(-7.109)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
个体/时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
R^2	0.231	0.249	0.100	0.121	0.070	0.061
<i>N</i>	6426	6426	6426	11320	11320	11320

注：括号内为聚类稳健标准误 t 值；***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

表 15 重污染行业的不同环境规制强度分组回归

变量	环境规制强			环境规制弱		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Patent</i>	<i>Number</i>	<i>Quality</i>	<i>Patent</i>	<i>Number</i>	<i>Quality</i>
<i>Subsidy</i>	0.200(1.582)	0.122(1.290)	0.062*(1.915)	0.027(0.283)	0.070(0.968)	0.001(0.029)
常数项	-7.325***(-3.593)	-4.505***(-2.640)	-1.523***(-2.778)	-6.878***(-4.648)	-5.394***(-4.568)	-1.389***(-3.800)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
个体/时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
R^2	0.212	0.187	0.077	0.177	0.157	0.091
<i>N</i>	2356	2356	2356	3621	3621	3621

注：括号内为聚类稳健标准误 t 值；***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

表 16 非重污染行业的不同环境规制强度分组回归

变量	环境规制强			环境规制弱		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Patent</i>	<i>Number</i>	<i>Quality</i>	<i>Patent</i>	<i>Number</i>	<i>Quality</i>
<i>Subsidy</i>	0.022(0.155)	-0.063(-0.464)	0.035(0.960)	0.287*** (3.295)	0.173** (2.247)	0.038(1.442)
常数项	-6.502***(-5.051)	-3.802***(-4.042)	-1.135***(-3.321)	-6.194***(-7.770)	-3.474***(-5.688)	-1.309***(-7.032)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
个体/时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
R^2	0.126	0.094	0.081	0.180	0.142	0.086
<i>N</i>	5588	5588	5588	14125	14125	14125

注：括号内为聚类稳健标准误 t 值；***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

七、研究结论与政策建议

(一) 研究结论

本文研究结果表明:①绿色研发补贴能促进企业绿色技术创新;②绿色研发补贴对绿色技术创新具有异质效应,对绿色技术创新数量的促进作用优于绿色技术创新质量;③企业对绿色研发补贴存在迎合行为,这导致绿色研发补贴产生“强数量、弱质量”的激励异质效应;④进一步研究发现,相较于重污染行业,绿色研发补贴对非重污染行业的激励效果更优,但迎合行为的存在也会导致“强数量、弱质量”的激励异质效应。此外,在环境规制强的地区绿色研发补贴能促进企业绿色技术创新“增量提质”,表明强规制能制约企业策略性创新的迎合行为。

(二) 政策建议

第一,应构建统一的绿色研发补贴发放体系,科学激励企业绿色技术创新。政府补贴种类繁多,在国家的科技创新政策引导下,地方政府为了支持当地企业绿色创新,也不同程度的给予绿色研发补贴,但这些绿色研发补贴并没有达到“增量提质”的期望绩效。所以应逐步构建绿色研发补贴体系,规范补贴种类和标准,以科学方式提升绿色技术创新水平。

第二,甄别补贴对象时,应警惕策略式创新的迎合行为。本文通过实证发现迎合行为会导致绿色研发补贴产生“强数量、弱质量”的激励绩效,所以政府在遴选补贴对象时,应关注候选企业的低质量专利占比,避免资源错配和低效激励,加强对创新补贴绩效评估。

第三,强化受补贴企业动态监管。对绿色研发补贴的发放应进行事前严密筛选、事中全程跟踪和监督、事后严格考核,杜绝“高补贴、低产出、低质量”的滥竽充数行为。

第四,在发放绿色研发补贴时,应逐步提高环境规制强度,形成政策合力,从而提升绿色技术创新水平。增强环境规制能遏制企业短视效应和迎合行为,故应充分利用规制与补贴的耦合作用,以推动高质量绿色技术创新。此外,应根据不同行业的异质性做出调整,以最大程度地激励企业绿色技术创新增量提质。

参考文献

- [1] 李维安,徐建,姜广省. 绿色治理准则:实现人与自然的包容性发展[J]. 南开管理评论, 2017, 20(5): 23-28.
- [2] 肖仁桥,肖阳,钱丽. 绿色金融、绿色技术创新与经济高质量发展[J]. 技术经济, 2023, 42(3): 1-13.
- [3] 李新安. 环境规制、政府补贴与区域绿色技术创新[J]. 经济经纬, 2021, 38(3): 14-23.
- [4] 董景荣,张文卿,陈宇科. 环境规制工具、政府支持对绿色技术创新的影响研究[J]. 产业经济研究, 2021(3): 1-16.
- [5] 吴伟伟,张天一. 非研发补贴与研发补贴对创新创业创新产出的非对称影响研究[J]. 管理世界, 2021, 37(3): 137-160, 10.
- [6] 应千伟,何思怡. 政府研发补贴下的企业创新策略:“滥竽充数”还是“精益求精”[J]. 南开管理评论, 2022, 25(2): 57-69.
- [7] 黎文靖,郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 2016, 51(4): 60-73.
- [8] 张杰,郑文平. 创新追赶战略抑制了中国专利质量么?[J]. 经济研究, 2018, 53(5): 28-41.
- [9] 杨国超,芮萌. 高新技术企业税收减免政策的激励效应与迎合效应[J]. 经济研究, 2020, 55(9): 174-191.
- [10] 刘春林,田玲. 人才政策“背书”能否促进企业创新[J]. 中国工业经济, 2021(3): 156-173.
- [11] BRAUN E, WIELD D. Regulation as a means for the social control of technology[J]. Technology Analysis & Strategic Management, 1994, 6(3): 259-272.
- [12] 杨发庭. 构建绿色技术创新的联动制度体系研究[J]. 学术论坛, 2016, 39(1): 25-30.
- [13] 王旭,褚旭,王非. 绿色技术创新与企业融资契约最优动态配置——基于高科技制造业上市公司面板数据的实证研究[J]. 研究与发展管理, 2018, 30(6): 12-22.
- [14] 刘津汝,曾先峰,曾倩. 环境规制与政府创新补贴对企业绿色产品创新的影响[J]. 经济与管理研究, 2019, 40(6): 106-118.
- [15] 陈晓,李美玲,张壮壮. 环境规制、政府补助与绿色技术创新——基于中介效应模型的实证研究[J]. 工业技术经济, 2019, 38(9): 18-25.
- [16] 王飞航,郭笑言. 绿色技术创新的最优规制区间研究——基于环境规制与政府研发补助的双重政策组合[J]. 财会月刊, 2021(17): 129-137.
- [17] 于克信,胡勇强,宋哲. 环境规制、政府支持与绿色技术创新——基于资源型企业的实证研究[J]. 云南财经大学学报, 2019, 35(4): 100-112.
- [18] 段楠楠,徐福缘,倪明. 考虑知识溢出效应的绿色技术创新企业关系演化分析[J]. 科技管理研究, 2016, 36(20): 157-163.
- [19] XIE X M, HUO J G, QI G Y, et al. Green process innovation and financial performance in emerging economies: Moderating effects of absorptive

- capacity and green subsidies[J]. *Ieee Transactions on Engineering Management*, 2016, 63(1): 101-112.
- [20] 解学梅, 王若怡, 霍佳阁. 政府财政激励下的绿色工艺创新与企业绩效: 基于内容分析法的实证研究[J]. *管理评论*, 2020, 32(5): 109-124.
- [21] 李青原, 肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J]. *经济研究*, 2020, 55(9): 192-208.
- [22] 马光红, 夏加蕾. 环境规制背景下绿色产品技术创新多主体演化博弈分析[J]. *生态经济*, 2020, 36(5): 50-56, 79.
- [23] 童健. 碳中和约束下绿色财税政策耦合机制研究[J]. *管理评论*, 2022, 34(8): 15-28.
- [24] 彭若弘, 崔藤予. 高新技术企业盈余管理、政府补助和研发投入[J]. *中国科技论坛*, 2020(11): 100-109.
- [25] 郭玥. 政府创新补助的信号传递机制与企业创新[J]. *中国工业经济*, 2018(9): 98-116.
- [26] AGHION P, AKCIGIT U, BERGEAUD A, et al. Innovation and top income inequality[J]. *The Review of Economic Studies*, 2019, 86(1): 1-45.
- [27] CHEN J, CHENG H H, CHEN J J, et al. The distinct signaling effects of R&D subsidy and non-R&D subsidy on IPO performance of IT entrepreneurial firms in China[J]. *Research Policy*, 2018, 47(1): 108-120.
- [28] 王刚刚, 谢富纪, 贾友. R&D 补贴政策激励机制的重新审视——基于外部融资激励机制的考察[J]. *中国工业经济*, 2017(2): 60-78.
- [29] 孙自愿, 周翼强, 章砚. 竞争还是普惠? ——政府激励政策选择与企业创新迎合倾向政策约束[J]. *会计研究*, 2021(7): 99-112.
- [30] 连玉君, 廖俊平. 如何检验分组回归后的组间系数差异?[J]. *郑州航空工业管理学院学报*, 2017, 35(6): 97-109.
- [31] 彭建军, 段春梅. 打好“组合拳”: 低碳政策工具协同对绿色技术创新的影响及机理研究[J]. *技术经济*, 2023, 42(8): 26-38.
- [32] 潘爱玲, 刘昕, 邱金龙, 等. 媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型[J]. *中国工业经济*, 2019(2): 174-192.
- [33] 王班班, 齐绍洲. 市场型和命令型政策工具的节能减排技术创新效应——基于中国工业行业专利数据的实证[J]. *中国工业经济*, 2016(6): 91-108.

Green R&D Subsidies and Green Technology Innovation: An Examination of Heterogeneous Effects from A Catered Perspective

Gao Lei, Yang Xiaoli

(School of Accounting, Inner Mongolia University of Finance and Economics, Hohhot 010070, China)

Abstract: Green R&D subsidies refer to financial subsidies provided by the central or local governments to encourage enterprises to engage in green technology innovation activities such as resource conservation and environmental protection. Based on the panel data of Chinese listed companies from 2011 to 2020, the incentive effects of green R&D subsidies on the quantity and quality of green technology innovation was empirically examined using a two-way fixed effect model. The results show that green R&D subsidy can promote green technology innovation. The green R&D subsidy has a heterogeneous effect on the incentive of green technology innovation, showing that the promotion effect on the quantity of green technology innovation is better than the quality. Enterprises cater to green R&D subsidies, which leads to a “strong quantity, weak quality” incentive heterogeneous effect. The incentive heterogeneity of green R&D subsidies is affected by the difference of industrial pollution degree and environmental regulation intensity. Compared with heavily polluting industries, the incentive effect of green R&D subsidies on non-heavily polluting industries is better, but the existence of catering behavior will also lead to the incentive effect of “strong quantity and weak quality”. Regional green R&D subsidies with strong environmental regulations can promote the “incremental improvement” of green technology innovation of enterprises, indicating that strong regulations can restrict the catering behavior of enterprises’ strategic innovation. It not only deepens the quantitative research on green R&D subsidies, but also identifies and tests the distorting effect of catering behavior, providing micro-empirical support and countermeasures for improving the formulation and issuance of green R&D subsidy standards and promoting enterprises’ high-quality green technology innovation.

Keywords: green R&D subsidy; green technology innovation; catering behavior; heterogeneous effect